

МНОГОЛЕТНИЕ ТРЕНДЫ ВОДОПОТРЕБЛЕНИЯ ОРОШАЕМЫХ ТРАВ НА ТЕРРИТОРИИ БЕЛАРУСИ

В. И. ВИХРОВ

УО «Белорусская государственная сельскохозяйственная академия»,
г. Горки, Республика Беларусь, 213407

(Поступила в редакцию 14.04.2019)

В статье исследована многолетняя изменчивость сезонного водопотребления орошаемых трав и ее тенденции на территории Беларуси за 1946–2017 годы. В качестве исходных данных приняты статистические ряды водопотребления трав, рассчитанные на основе его корреляционной модели и компьютерной программы RETRO-2 по тридцати опорным метеостанциям республики. Выполнен анализ внутрирядной однородности 72-летних рядов водопотребления трав и установлено ее нарушение для двенадцати из тридцати расчетных метеостанций. Территориально эти метеостанции расположены в основном в юго-западной и центральной зонах страны.

С учетом влияния современного изменения климата выполнены расчеты линейного тренда сезонного водопотребления трав для 36-летнего периода (1982–2017 гг.) второй половины общего многолетнего ряда. Приведено пространственное распределение среднегодового линейного тренда водопотребления (в виде коэффициента, отражающего наклон линии тренда) за указанный период.

Расчеты показали, что в целом по территории Беларуси течение 36-летнего периода для сезонного водопотребления орошаемых трав отмечается положительный линейный тренд. При этом для метеостанций Гомель, Жлобин, Витебск, Брест, Ивацевичи, Ганцевичи, Лельчицы, Минск и Марьина Горка линейный тренд является значимым на 5 %-м уровне. Аномальной зоной с отрицательным трендом водопотребления является локальный район метеостанций Вилейка–Шарковщина.

Ключевые слова: водопотребление трав, многолетняя изменчивость, внутрирядная однородность, тренд.

The article examines the long-term variability of the seasonal water consumption of irrigated herbs and its trends in Belarus for 1946-2017. Statistical series of water consumption of herbs, calculated on the basis of its correlation model and the RETRO-2 computer program for thirty basic weather stations of the republic, were taken as initial data. An analysis of the in-line uniformity of 72-year-old grass water consumption series was carried out and its violation was found for twelve of thirty calculated weather stations. Geographically, these weather stations are located mainly in the southwestern and central zones of the country.

Taking into account the influence of modern climate change, the linear trend of seasonal water consumption of herbs for the 36-year period (1982–2017) of the second half of the long-term series was calculated. The spatial distribution of the average annual linear trend of water consumption (in the form of a coefficient reflecting the slope of the trend line) for the specified period is given.

Calculations showed that, in general, a positive linear trend is observed over the 36-year period for the seasonal water consumption of irrigated herbs throughout Belarus. At the same time, for weather stations in Gomel, Zhlobin, Vitebsk, Brest, Ivatsevichi, Gantsevichi, Lelchitsy, Minsk and Maryina Gorka, the linear trend is significant at a 5 % level. An abnormal zone with a negative trend in water consumption is the local area of Vileyka – Sharkovshchina weather stations.

Key words: water consumption of herbs, long-term variability, intra-row uniformity, trend.

Введение

Большинство гидролого-агрометеорологических макропроцессов, к которым можно отнести многолетнюю изменчивость водопотребления сельскохозяйственных культур (суммарного испарения), имеет, как правило, смешанную стохастически-детерминированную физическую природу [1, 2, 3]:

$$X(t) = f(t) + \zeta(t), \quad (1)$$

где $f(t)$, $\zeta(t)$ – соответственно детерминированная и стохастическая составляющие естественного макропроцесса $X(t)$.

Соотношение указанных составляющих (случайной и генетической) в общей дисперсии многолетнего ряда может быть существенно различным и оцениваться путем выявления статистически значимых монотонных, знакопей ж-ность и точность его вероятностной и прогнозной оценок.

Основная часть

В качестве исходных данных исследований использованы многолетние ряды (1946–2017 гг.) сезонного водопотребления сенокосных трав, рассчитанные с применением программы RETRO-2 по тридцати метеостанциям Беларуси. Декадное водопотребление (E_i , мм) рассчитывалось по методике автора с использованием корреляционной модели [4]:

$$\begin{cases} E_i = nK_{\sigma}d^{0,63}K_y; \\ K_{\sigma} = 11,84 \left[\sum t_0^{-2,5} \exp(-2,5\sum t_0 + 0,04) \right], \end{cases} \quad (2)$$

где n – число суток в декаде; d – среднесуточный дефицит влажности воздуха, мб; K_y – параметр урожайности трав; $\sum t_0$ – относительная сумма накопленных температур воздуха за межукошный период.

Сезонное водопотребление трав ($E_{\text{сез}}$) определялось как сумма декадных значений E_i за вегетационный период каждого года многолетнего ряда.

Одним из признаков наличия значимого долгопериодического тренда временного ряда является внутрирядная неоднородность отдельных его частей. Поэтому перед непосредственной оценкой формы и численных параметров тренда целесообразна проверка нулевой гипотезы о внутрирядной однородности ряда. Основной целью данного анализа является установление генетически и статистически неоднородных интервалов (участков) продолжительного временного ряда, обусловленных плавным изменением внешних факторов, в частности климата [5].

Алгоритм расчетов анализа внутрирядной однородности [6] заключается в следующем. Исходный временной ряд показателя E_i длиной n лет делится на два последовательных интервала длиной соответственно n_1 и n_2 лет. Указанные интервалы при этом отелены друг от друга так называемым «переходным периодом» длиной L лет, данные которого исключаются из анализа. Таким образом, полный исходный ряд включает сумму трех последовательных интервалов:

$$n = n_1 + L + n_2 . \quad (3)$$

В процессе расчетов переходный период L перемещается по временному ряду от минимального значения $n_{\text{min}1}$ до минимального значения $n_{\text{min}2}$. Величины L , $n_{\text{min}1}$, $n_{\text{min}2}$ задаются в начале расчетов. Далее для каждого шага перемещения L на один интервал (один год) ряда рассчитываются:

- средние значения рядов $X_{\text{cp}1}$, $X_{\text{cp}2}$ и их разность $D = X_{\text{cp}2} - X_{\text{cp}1}$;
- дисперсии этих рядов S^2_1 ; S^2_2 и F -критерий в виде отношения большей дисперсии к меньшей.

По результатам компьютерных расчетов выдается соответствующая таблица с набором параметров n_1 , n_2 , D , S^2_1 , S^2_2 и F , а также график зависимости $D = f(n_2)$ [7]. Данный график (рис. 1) показывает динамику разности среднемноголетних значений показателя E_i современного (n_2) и предыдущего периодов (n_1) при последовательном приближении (уменьшении) исследуемого временного ряда к его последним значениям.

Проверка нулевой гипотезы о внутрирядной однородности по разности D проверяется на основе вычисления t -критерия:

$$t_{\phi} = \frac{D}{S_D}, \quad (4)$$

где t_{ϕ} – фактическое значение t -критерия; S_D – ошибка разности средних для интервалов n_1 и n_2 .

$$S_D = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_{i1} - X_{\text{cp}1})^2 + \sum_{i=1}^{n_2} (X_{i2} - X_{\text{cp}2})^2}{n_1 + n_2 - 2} \cdot \frac{(n_1 + n_2)}{n_1 n_2}}. \quad (5)$$

В расчетах приняты следующие значения исходных параметров: $n = 72$ года, $n_{\text{min}1} = n_{\text{min}2} = 10$ лет, $n_{\text{max}1} = n_{\text{max}2} = 57$ лет, $L = 5$ лет. Для данных параметров (при числе степеней свободы $\nu = n_1 + n_2 - 2 = 65$) теоретическое значение t -критерия ($t_{0,05}$) составило 2,00. Теоретическое значение F -критерия ($F_{0,05}$) при различном сочетании соотношения дисперсий со степенями свободы ($n_1 - 1$) и ($n_2 - 1$) от 9 до 56 находится в пределах 1,78–2,79 [8].

На рис. 1 приведен пример графиков многолетних колебаний сезонного водопотребления трав (а) и динамики разности D средних значений последовательных интервалов n_1 и n_2 (б) по метеостанции Гомель.

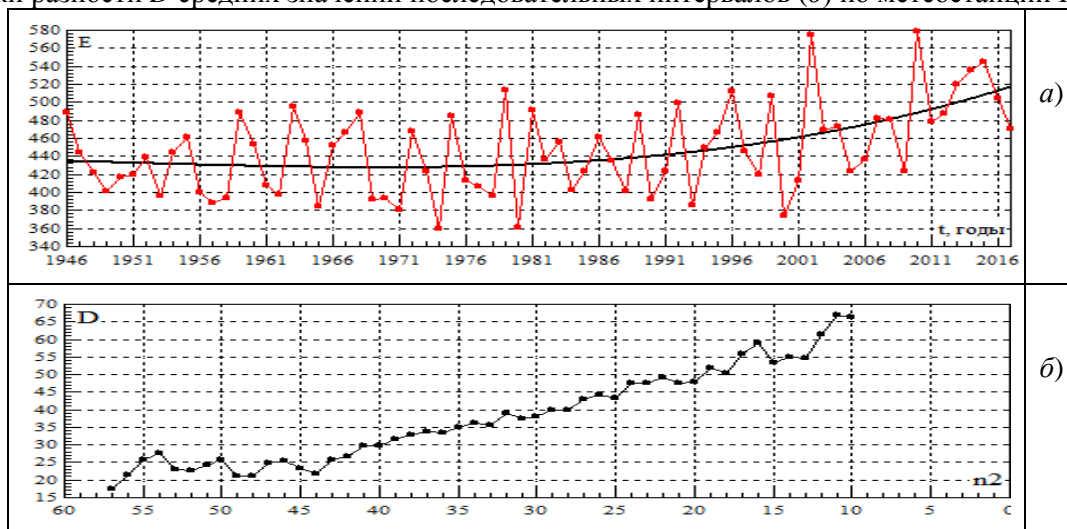


Рис. 1. Многолетние колебания сезонного водопотребления орошаемых трав (а) и динамика разности D средних значений последовательных интервалов n_1 и n_2 (б) по метеостанции Гомель

Как показывает график (б), при последовательном уменьшении интервала n_2 вплоть до минимального расчетного значения (10 лет) отмечается систематический рост разности средних D при $t_\phi > t_{0,05}$.

Аналогичные расчеты по другим метеостанциям показали, что в целом по территории Беларуси для двенадцати из тридцати метеостанций рост D в интервале n_2 является статистически значимым на 5 %-м уровне. Территориально эти метеостанции расположены в основном в юго-западной и центральной зонах (Брест, Пружаны, Ивацевичи, Пинск, Ганцевичи, Лельчицы, Минск, Марьина Горка), в локальной северо-восточной (Витебск, Полоцк) и юго-восточной (Гомель, Жлобин) зонах.

Расчеты F -критерия показали внутрирядную однородность рядов $E_{\text{сез}}$ по их дисперсиям.

Наибольший практический интерес представляют исследования тренда $E_{\text{сез}}$ за последние 3–4 десятилетия, отражающего тенденции сезонного водопотребления с учетом современного изменения климата. В связи с этим выполнены расчеты линейного тренда $E_{\text{сез}}$ для 36-летнего периода (1982–2017 гг.) второй половины общего ряда. Расчеты линейного тренда выполнялись по формуле:

$$X_{0i} = a_0 + a_1 t_i, \quad (6)$$

где X_{0i} – текущая ордината линии тренда в i -й год; a_0, a_1 – эмпирические коэффициенты регрессии; t_i – порядковый номер года многолетнего ряда ($i = 1 \dots n$).

Наличие, направленность и значимость линии тренда определялось величиной коэффициента a_1 . В данном случае величина a_1 численно отражает изменение среднемноголетнего значения сезонного водопотребления, происходящее за 1 год расчетного периода.

Для оценки значимости линейного тренда рассчитывались фактические значения t -критерия коэффициента a_1 , определяющего величину угла наклона линии тренда. Значения t -критерия вычислялись по формуле:

$$T_{a_1} = \frac{|a_1|}{S_{a_1}}, \quad (7)$$

где S_{a_1} – стандартная ошибка коэффициента a_1 .

$$S_{a_1} = \frac{S_{\text{ост}}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n t_i - t_{\text{ср}}^2}}, \quad (8)$$

где $S_{\text{ост}}$ – остаточное среднеквадратическое отклонение, показывающее степень рассеяния фактических значений временного ряда X_i от его линии тренда X_{0i} .

Расчеты линейного тренда 36-летних рядов водопотребления показали неоднозначный и разнообразный характер их наличия, направленности и значимости по отдельным опорным метеостанциям. Примеры графиков линейных трендов 36-летних рядов водопотребления и их уравнений для метеостанций Гомель (положительный значимый тренд) и Шарковщина (отрицательный незначимый тренд) приведены на рис. 2.

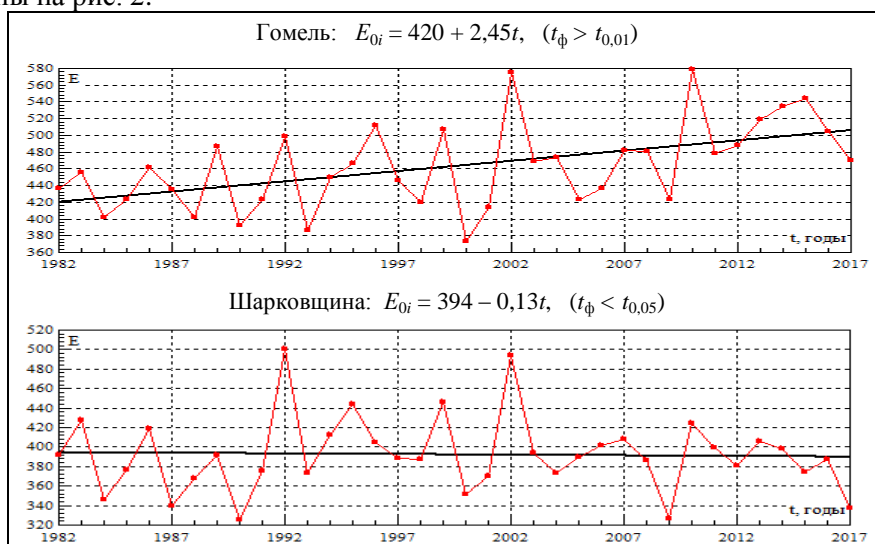


Рис. 2. Многолетние колебания водопотребления орошаемых сенокосных трав и его линейные тренды за 1982–2017 годы

На рис. 3 приведено пространственное распределение среднегодового линейного тренда (a_1) сезонного водопотребления орошаемых сенокосных трав на супесчаных почвах за 1982–2017 годы.

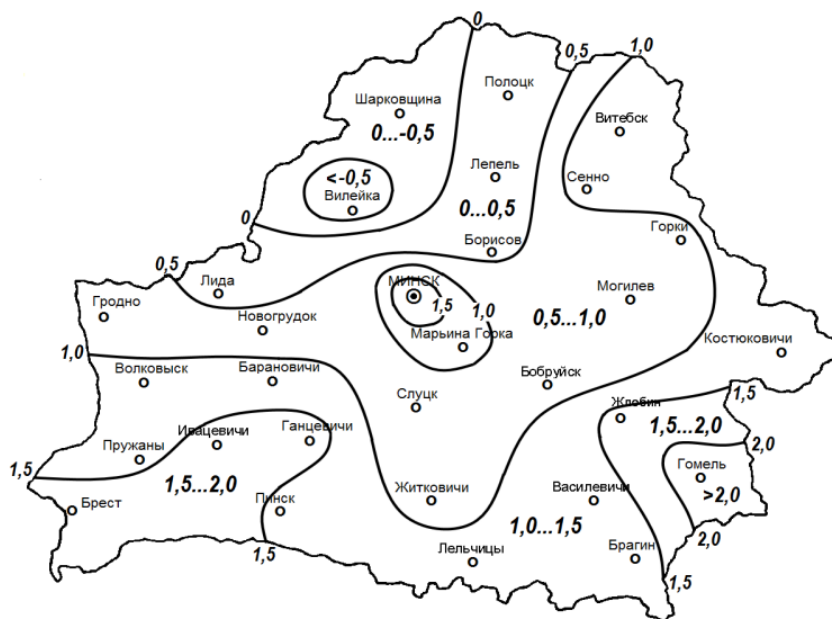


Рис. 3. Пространственное распределение среднегодового линейного тренда (a_1) водопотребления орошаемых сенокосных трав на супесчаных почвах за 1982–2017 годы, мм/год

Как видно из рис. 3, для подавляющей части территории страны линейный тренд водопотребления является положительным. Исключение составляет локальная северо-западная зона метеостанций Вилейка–Шарковщина. Значимые положительные тренды установлены для водопотребления орошаемых трав в юго-восточной (Гомель, Жлобин), северо-восточной (Витебск), юго-западной (Брест, Ивацевичи, Ганцевичи), южной (Лельчицы) зонах республики, а также в центральной зоне (Минск, Марьина Горка).

Заклучение

Выполненные исследования и расчеты показали, что в течение 36-летнего периода (1982–2017 гг.) для ежегодных значений сезонного водопотребления орошаемых трав в целом по территории Беларуси отмечается положительный линейный тренд. Тренд характеризуется достаточно существенными и устойчивыми по территории значениями коэффициента a_1 одинакового знака, что позволяет признать его реальным процессом, статистическая значимость которого «скрыта» для отдельных метеостанций ежегодной вариацией водопотребления. Аномальной зоной с отрицательным трендом водопотребления является локальный район метеостанций Вилейка–Шарковщина, что вызвано особенностями многолетнего режима осадков и температуры воздуха этого района [5].

Достаточно существенный и устойчивый положительный линейный тренд водопотребления орошаемых трав, установленный на преобладающей части территории республики, объясняется происходящей с 1989 г. [5] интенсивной тенденцией потепления регионального климата.

ЛИТЕРАТУРА

1. Сачок, Г. И. Пространственно-временная структура гидрометеорологического режима Белоруссии и прилегающих регионов / Г. И. Сачок. – Минск: Наука и техника, 1980. – 222 с.
2. Логинов, В. Ф. Практика применения статистических методов при анализе и прогнозе природных процессов / В. Ф. Логинов, А. А. Волчек, П. В. Шведовский. – Брест: Изд-во БГТУ, 2004. – 301 с.
3. Вихров, В. И. Климатические тренды водного и гидромелиоративного режимов почв на территории Беларуси / В. И. Вихров // Природообустройство. – 2009. – № 2. – С. 48–53.
4. Вихров, В. И. Программы расчета вероятности неблагоприятных водных явлений и проектирования гидромелиоративных режимов почв в Беларуси / В. И. Вихров // Мелиорация переувлажненных земель. – 2007. – №2 (58). – С. 48–57.
5. Логинов, В. Ф. Глобальные и региональные изменения климата: причины и следствия / В. Ф. Логинов. – Минск: ТетраСистемс, 2008. – 496 с.
6. Шейнов, В. П. Анализ рядов наблюдений методами теории случайных процессов / В. П. Шейнов // Конструкции и расчеты осушительно-увлажнительных систем. – Минск, 1979, вып. 9. – С. 191–200.
7. Отчет о научно-исследовательской работе по теме № 48 БГСХА «Разработать методы оценки пространственно-временной изменчивости неблагоприятных водных явлений для их прогноза на минеральных почвах сельскохозяйственного использования в условиях Беларуси». – Горки, 2005. – 133 с. (На правах рукописи).
8. Корн, Г. Справочник по математике для научных работников и инженеров / Г. Корн, Т. Корн. – М, 1978. – 832 с.